

بررسی اثرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا



دوره ۶، شماره ۱
بهار و تابستان ۱۳۹۹

حسن حیدری

استاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

هدیه رحیم‌دل گل‌په

کارشناس ارشد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

ابراهیم قائد

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد پولی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران^۱

چکیده: فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، می‌تواند از طریق سازمان‌دهی مجدد فرایندهای تولید به روش‌های کارا، رشد اقتصادی را افزایش دهد. نتایج اغلب پژوهش‌ها، گویای تأثیر مثبت و معنادار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته در دهه ۱۹۹۰ است. یافته‌های بعضی از پژوهش‌ها، این رابطه مثبت را در کشورهای در حال توسعه نیز تأیید کرده‌اند؛ اما این موضوع برای کشورهای منتخب منا با توجه به ویژگی‌های نامتوازن و ضعیف زیرساختی آنها، جای بررسی دارد. از این رو، هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا، طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۸ است. برای تحلیل موضوع، از مدل گشتاورهای تعییم یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد که اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است، اثر متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت است؛ اما از لحاظ آماری معنادار نیست و تأثیر مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است. گفتنی است که اثر سایر متغیرهای مدل، نظیر شاخص شفافیت بین‌المللی (IT)، درجه باز بودن تجارت (GOPEN) و نرخ سرمایه داخلی هر کارگر (GKD)، از لحاظ آماری معنادار نبوده است.

کلیدواژه‌ها: فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، مخارج عمومی دولت، رشد اقتصادی، کشورهای منتخب منا

مقدمه

با شروع انقلاب صنعتی در اروپا و توجه کشورها به توسعه پایدار، مقوله رشد اقتصادی که عنصر موازی و محرك توسعه اقتصادی محسوب می‌شود، اهمیت دوچندانی یافته است. از آن زمان تاکنون، رشد اقتصادی و عوامل ایجاد آن، از مباحث پژوهشیت در تحلیل‌های سازمان یافته اقتصادی به شمار می‌آید و ذهن بسیاری از پژوهشگران را به خود مشغول کرده است. تفاوت فاحش کشورها در رشد و توسعه اقتصادی بسیاری از اقتصاددانان را بر آن داشت تا دلایل ضعف و قوت کشورها را در روند افزایش رشد اقتصادی و رسیدن به توسعه پایدار که از دلایل عدمه افزایش سطح رفاه و کاهش فاصله بین کشورهast، بررسی کنند (زارع و شاطر زاده، ۱۳۹۵). با پیشرفت روزافزون علم و تکنولوژی‌های نوین، در رابطه با عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشورها مباحث جدیدی مطرح می‌شود که به تحلیل‌های اقتصادسنگی نیاز دارد، از این رو، حجم گسترهای از پژوهش‌ها به این حوزه اختصاص یافته است (غفاری و نیکنژاد، ۱۳۹۱).

بر اساس پژوهش‌های نظری و تجربی صورت گرفته در زمینه رشد اقتصادی، اثرگذاری عوامل متعددی از قبیل نیروی کار، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، تکنولوژی، منابع طبیعی و بسیاری دیگر بر رشد اقتصادی تأیید شده است. با توجه به اهمیت رشد اقتصادی، در پژوهش حاضر نیز به همین موضوع پرداخته شده و اثر متغیرهایی نظیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)^۱، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)^۲ و مخارج عمومی بر رشد اقتصادی بررسی شده است (شاه آبادی، ۱۳۸۵). در رابطه با تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، پژوهش‌های گسترهای وجود دارد، اما تأثیر آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا^۳ بهدلیل نبود اطلاعات طولانی مدت، بیشتر در سطح شرکتها بررسی شده است. از این رو، در پژوهش حاضر، تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی در سطح کلان و بین‌المللی بررسی می‌شود (فرزین، اشرفی و فهیمی‌فر، ۱۳۹۱). امروزه، با باز شدن مرزهای اقتصادی کشورها و تجارت آزاد، مسئله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی به یکی از موضوع‌های مهم در ادبیات اقتصادی تبدیل شده است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت می‌توانند یکی از منابع مهم در فناوری و دانش و انتقال آن بین کشورها، بهویژه کشورهای منتخب منا طی دوره رشد باشد، اما در خصوص اثرهای آن بر رشد اقتصادی این کشورها، شواهد تجربی مبهمی وجود دارد (الفارو^۴، ۲۰۰۳).

بر اساس استدلال هانسون^۵ (۲۰۰۱)، شواهد تجربی قوی‌ای مبنی بر تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت وجود ندارد. پس از او گئورگ و گرینوی^۶ (۲۰۰۴)، در بررسی داده‌های خرد مربوط به شرکتها و اثرهای سریز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از شرکت‌های خارجی

1. Information and Communications Technology

2. Foreign Direct Investment

۳. کشورها منتخب منا عبارت‌اند از: تونس، قطر، عمان، مراکش، کویت، اردن، ایران، بحرین، الجزایر، عربستان.

4. Alfaro

5. Hanson

6. Gorg & Greenaway

به شرکت‌های داخلی، اثبات کردند که این اثرها بیشتر منفی هستند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت، به عنوان یکی از عوامل اثرگذار مهم در رشد اقتصادی باعث افزایش رشد اقتصادی و بهره‌وری کشورهای میزبان می‌شود (Dimelis و Papaioannou^۱، ۲۰۱۰). با توجه به ظرفیت‌های خالی موجود در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و توسعه‌نیافته، به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این کشورها تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد، زیرا کشورهای توسعه‌یافته در سطح بالایی از تکنولوژی و زیرساخت‌های اقتصادی قرار دارند و به دلیل ظرفیت کمتر، توجه سرمایه‌گذاران را به خود جلب نمی‌کند. بر اساس قانون بازدهی نزولی، می‌توان این مورد را به خوبی اثبات کرد، زیرا در کشورهای کمتر توسعه‌یافته فرصت‌های بیشتری برای رسیدن به بازدهی بالاتر وجود دارد (Tekin^۲، ۲۰۱۲). تکنولوژی‌های جدید از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وارد کشور میزبان می‌شوند. برای جریان یافتن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب منابعی از قبیل وجود حداقل سطح آستانه‌ای سرمایه انسانی و بهبود زیرساخت‌های داخلی و سیستم مالی توسعه‌یافته نیاز است و نبود این پیش‌شرط‌ها باعث توزیع نابرابر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بین کشورهای منتخب می‌شده است، سازوکار اصلی برای اثرگذاری مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان، پذیرش تکنولوژی و دانش فنی خارجی است که می‌تواند از طریق موافقنامه‌های صدور مجوز، آموزش کارکنان و معرفی فرایندهای جدید تولید محصولات توسط شرکت‌های خارجی و ایجاد ارتباط بین منابع مالی و اطلاعاتی خارجی صورت گیرد (Lipsey^۳، ۲۰۰۲؛ Addison و Heshmati^۴، ۲۰۰۳؛ Alfaro و Hemkaran^۵، ۲۰۰۴؛ Novartis و Hemkaran^۶، ۲۰۰۶؛ Subero و Hemkaran^۷، ۲۰۱۴؛ Park و Kim^۸، ۲۰۱۸؛ Van Zalk و Behrens^۹، ۲۰۱۸ و Washburn & Pablo-Romero^{۱۰}، ۲۰۱۹).

جریان فناوری اطلاعات و ارتباطات در طرف عرضه اقتصاد و در کنار عوامل مکمل زیرساختی، به تعیین سرمایه، سازماندهی مجدد فرایندهای اقتصادی و در نهایت افزایش رشد اقتصادی و بهره‌وری عوامل تولید در کشورهای توسعه‌یافته و بهدلیل آن با اندکی تأخیر کشورهای در حال توسعه منجر می‌شود. فناوری اطلاعات و ارتباطات، هم در طرف تقاضا تأثیر می‌گذارد و هم در طرف عرضه. در طرف تقاضا، از طریق تابع مطلوبیت بر رفتار اقتصادی مصرف‌کننده تأثیر می‌گذارد و در طرف عرضه، بر رفتار تولید کننده مؤثر است. Niebel^{۱۱} (۲۰۱۸) با بررسی داده‌های مربوط به سه گروه از کشورها در قالب توسعه‌یافته، در حال

-
1. Dimelis & Papaioannou
 2. Tekin
 3. Lipsey
 4. Addison & Heshmati
 5. Alfaro & et al
 6. Navaretti, Venables & Barry
 7. Subero, Mustafa & Bashir
 8. Park & Kim
 9. Van Zalk & Behrens
 10. Washburn & Pablo-Romero
 11. Niebel

توسعه و نوظهور بیان می‌کند که رابطه بین سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی مثبت است و کشش خروجی برآورده شده از فناوری اطلاعات و ارتباطات بزرگ‌تر از جبران عامل سرمایه‌گذاری شده روی آن است و بین کشش خروجی فناوری اطلاعات و ارتباطات بین سه گروه کشور یادشده، تفاوت شایان توجهی وجود ندارد. بر اساس نتایج این پژوهش، دستاوردهای سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات برای کشورهای در حال توسعه و نوظهور بیشتر از فواید آن برای کشورهای توسعه‌یافته نیست و فقط این کشورها از طریق فناوری اطلاعات و ارتباطات جهشی به‌سمت توسعه بیشتر را تجربه می‌کنند. بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا، تأثیر سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات، بر رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته حاکی از تأثیر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری پایه‌ای در راستای بهبود سطح زندگی این کشورهاست (تیمر و همکاران^۱، ۲۰۱۱).

تا امروز، در رابطه با سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی برای کشورهای منتخب‌منا و نوظهور، نتایج ضعیف و مبهمی وجود دارد که به‌دلیل نبود داده‌های باکیفیت فناوری اطلاعات و ارتباطات در سطح کلان، هزینه‌های پژوهش و توسعه و سطح نامناسب سرمایه‌انسانی است. برخی پژوهش‌ها چنین رابطه مثبتی برای کشورهای منتخب‌منا را تأیید می‌کنند، اما هنوز زمینه بررسی در کشورهای منتخب‌منا با توجه به ویژگی‌های نامتوازن و ضعف زیرساختی، وجود دارد (کیلر^۲، ۲۰۰۴ و مشیری و جهانگرد، ۱۳۸۳). پژوهش‌های دهه ۱۹۸۰ در آمریکا نشان داد که بین سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات و بهره‌وری اقتصاد آمریکا، رابطه‌ای وجود ندارد. در این دهه بیشتر پژوهش‌ها رابطه منفی بین بهره‌وری در سطح اقتصاد و بهره‌وری نیروی کار در بخش اطلاعات را گزارش کردند، اما در دهه ۱۹۹۰ پژوهشگران به رابطه مثبت بین آنها پی بردنند. در نیمه دوم قرن بیستم، با ورود جهان به عرصه جدید و تحولات پرشتاب علمی و فناوری، جهانی بودن، کاهش شدید قیمت‌های نسبی، ظاهر فیزیکی ناچیز همراه با بازدهی فزاینده به مقیاس، غیرقابلی بودن و سهولت نقل و انتقال محصولات فناوری اطلاعات، به کارگیری اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی به یکی از موضوع‌های جنجالی تبدیل شدند. از این رو، در کشورهای منتخب‌منا، به‌دلیل کمبود منابع مالی و نیاز فوری به بازسازی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کانال‌های مهم انتقال تکنولوژی محسوب می‌شود و انتظار می‌رود که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق تسريع در انتشار فناوری‌های عمومی که فناوری اطلاعات و ارتباطات نمونه بارز آن است، بر رشد اقتصادی اثر مستقیمی داشته باشد. شواهد زیادی این امر را تصدیق کرده‌اند و اهمیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، در ارتقای سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق ارتقای بهره‌وری و کاهش هزینه‌ها را در کشورهای منتخب‌منا نشان می‌دهند (برسنهان و تراجنبرگ^۳، ۱۹۹۵ و غلامی و همکاران^۴، ۲۰۰۶).

1. Timmer, Inklaar, O'Mahony & Van Ark

2. Keller

3. Bresnahan & Trajtenberg

4. Gholami, Tom Lee & Heshmati

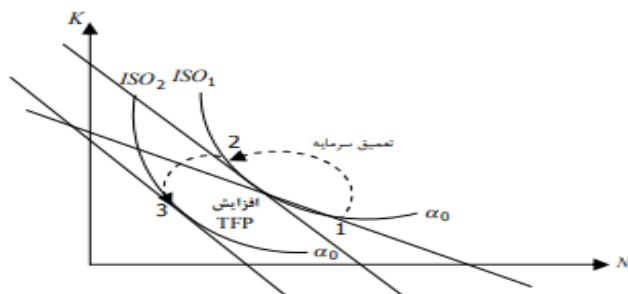
همان طور که مشاهده می‌شود، بر اساس پژوهش‌های نظری و تجربی انجام گرفته، عوامل متعددی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند که از بین آنها FDI و ICT بسیار مهم هستند. هرچند پژوهش‌های بسیاری در خصوص اثر هر یک از این متغیرها بر رشد اقتصادی به صورت مجزا و موردي در سطح شرکت‌ها صورت پذیرفته، اما در این پژوهش اثر این متغیرها بر رشد اقتصادی در سطح داده‌های کلان کشورهای منتخب منابعی می‌شود که می‌تواند گره‌گشایی برخی از مشکلات در زمینه توامندسازی فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در راستای رشد اقتصادی باشد.

پیشینه پژوهش

با توجه به پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه تأثیرات مثبت فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی می‌توان به دلایل زیر اشاره کرد:

نخست، فناوری اطلاعات و ارتباطات سرعت انتقال اطلاعات را افزایش می‌دهد، دوم، این فناوری هزینه تولید را کاهش می‌دهد یعنی، دسترسی به دانش تولیدشده با هزینه کمتری امکان‌پذیر می‌شود، سوم، فناوری اطلاعات و ارتباطات بر محدودیت زمانی و مکانی غلبه می‌کند، در نتیجه، انتقال اطلاعات بین خریداران و فروشنده‌گان افزایش یافته و فرایند تولید از حریم ملی می‌گذرد و چهارم، فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث شفافیت بیشتر بازار و افزایش تقاضا شده و قدرت افراد را در دسترسی به اطلاعات تقویت می‌کند (کواه، ۲۰۰۳).

اگر رشد سریع تولید فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اساس منافع کارایی و بهره‌وری در این فعالیتها باشد، سبب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد تولید بالقوه در میان‌مدت اثر دوگانه دارد (گیلبرت و پیفستر، ۲۰۰۱). این اثر دوگانه در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱. اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد تولید بالقوه در میان‌مدت
پورفرج، عیسی زاده و چرانی (۱۳۹۰)

نقطه ۱، محلی است که شب خطر هزینه با منحنی تولید همسان اولیه مماس است. تغییر در نسبت قیمت عوامل در اثر توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات عملکرد بهره‌وری را تغییر می‌دهد. در نتیجه این تغییر، گرایش کمتری برای سرمایه‌گذاری غیر فاوا ایجاد می‌شود. بعد از تغییر شب خطر هزینه و انتقال خط مماس به منحنی تولید ISO1، در اثر تعیین سرمایه از نقطه ۱ به نقطه ۲ جایه‌جا می‌شود. در نتیجه افزایش بهره‌وری همان اندازه تولید را با خط هزینه پایین‌تر امکان پذیر می‌کند (حرکت از نقطه ۲ به نقطه ۳). با توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، ترکیب نهاده‌ها هزینه تولید را حداقل می‌کند (فطرس، قربان سرشت و طاهری طلوع، ۱۳۹۴).

ورود فناوری به مدل‌های رشد به فعالیت‌های سولو^۱، (۱۹۵۶) بر می‌گردد. سولو، با استفاده از یک تابع تولید، به تحلیل عوامل مؤثر بر رشد پرداخت و عامل فناوری را به عنوان عاملی بروزندا در کنار سرمایه و نیروی کار قرار داد. بعد از سولو، رومر^۲، (۱۹۸۶) در پژوهشی اعلام کرد که فعالیت‌های پژوهش و توسعه به تولید دانش منجر می‌شود و از این طریق رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. در دهه ۱۹۹۱ بارو^۳، تأثیر رشد فناوری بر رشد اقتصادی را به طور تجربی بررسی کرد. پس از وی، اقتصاددانی نظری، گروسمن و هلپمن^۴ (۱۹۹۰) و هال و مرس^۵ (۱۹۹۵) در تأیید نظریات رومر تکنولوژی را از عوامل درون‌زای رشد معرفی کردند.

پژوهش‌های حوزه FDI در ادبیات اقتصاد کلان با آزمون اثرهای نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی آغاز شد. بهنحوی که کاهش نرخ ارز از طریق کاهش هزینه‌های تولید و سرمایه‌گذاری در کشور میزبان، سو بخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را افزایش می‌دهد (رازین و سدکا^۶، ۲۰۰۷). سرمایه‌انباست شده و تکنولوژی به عنوان عوامل مهم و تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در ادبیات اقتصادی معرفی شده‌اند. به دلیل ناکافی بودن منابع داخلی کشورهای توسعه‌نیافرته سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دلیل تکنولوژی به کشور میزبان، عامل مهمی در رشد اقتصادی محسوب می‌شود. در رابطه با اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی نتایج مبهم و گاه متناقضی وجود دارد. برخی نتایج، نشان‌دهنده اثر مثبت این سرمایه بر رشد اقتصادی هستند و برخی دیگر، نشان می‌دهند که هیچ سرریز مثبتی از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان صورت نمی‌گیرد. برخی پژوهش‌ها تصدیق کردند که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی به ویژگی‌های خاص کشورها بستگی دارد (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴).

از نظر نئوکلاسیک‌ها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق انتقال سرمایه و تحت تأثیر قرار دادن متغیرها (افزایش موجودی سرمایه داخلی کشور میزبان، افزایش اشتغال، افزایش پس‌انداز، افزایش درآمدهای مالیاتی و افزایش درآمدهای ارزی)، باعث افزایش سطح رشد اقتصادی می‌شود و موضوع

1. Solow

2. Romer

3. Barro

4. Grossman & Helpman

5. Hall & Mairesse

6. Razin & Sadka

کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته دو موضوع کاملاً مجزا هستند، زیرا موقعیت کنونی کشورهای در حال توسعه با شرایط قبلی کشورهای توسعه‌یافته قیاس‌شدنی نیست (چاو و ژانگ^۱، ۲۰۰۱ و لیپسی، ۲۰۰۴ و فرزین و همکاران، ۱۳۹۱).

باقری آذربایجانی، شهیدی و محمدی (۱۳۸۸)، در چارچوب الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL)، طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۴ به بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی دارای اثر منفی بوده و تجارت بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر مثبت است.

غفاری و نیکنژاد (۱۳۹۱)، با استفاده از روش داده‌های ادغام‌شده به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برخی کشورهای منطقه‌منا پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌های بازه زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۰، حاکی از تأثیر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد کشورهای منطقه‌منا است.

خلیلی عراقی و سلیمی شندي (۱۳۹۳)، رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی، برای کشورهای منتخب آسیایی را بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌های پنل شانزده کشور آسیایی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸، اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برای کشورهای با درآمد بالا که از سطح توسعه مالی بالاتری برخوردارند، بیشتر از کشورهای با درآمد پایین و متوسط است و توسعه مالی باعث افزایش تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌شود.

حیدری و عبدالعلی زاده (۱۳۹۵)، رابطه بین توسعه آموزش، رشد اقتصادی، شهرنشینی و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL)، طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۱ را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی و شهرنشینی و هزینه‌های آموزشی تأثیر منفی دارد و معتقدند که فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق رشد بهره‌وری، کاهش هزینه‌ها، و سایر عوامل، موجب رشد تولید می‌شود. برونزیست و همکاران^۲ (۱۹۹۸) در پژوهشی با عنوان سرمایه‌گذاری خارجی چگونه بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد، بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ۶۹ کشور در حال توسعه طی دو دهه قبل از سال ۱۹۹۸ را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وسیله مهمی برای انتقال تکنولوژی است و در مقایسه با سرمایه‌گذاری داخلی، بر رشد اقتصادی اثر بیشتری دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با وجود حداقل آستانه انباشت سرمایه و توانایی جذب فناوری‌های پیشرفته در کشورهای میزبان، به رشد اقتصادی این کشورها کمک خواهد کرد.

1. Chaw & Zhang

2. Borensztein, De Gregorio & Lee

لی و لیو^۱ (۲۰۰۵)، با استفاده از داده‌های پانل ۸۴ کشور منتخب، طی بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ با استفاده از معادلات هم‌زمان اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند. بر اساس دستاوردهای این پژوهش، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دو طریق مستقیم و غیرمستقیم بر رشد اقتصادی اثرگذار است. تأثیر غیرمستقیم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق تعاملات عوامل مختلف صورت می‌گیرد. تعامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با سرمایه انسانی و فناوری‌های نو، تأثیر مثبت بیشتری بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه دارد.

آزمان ساینی و همکاران^۲ (۲۰۰۵) با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای بررسی شده است.

احمد^۳ (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان آیا سربیز جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مالزی مؤثر است، با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸ کشور مالزی و تجزیه و تحلیل روش حداقل مربعات معمولی (OLS)^۴ دریافت که جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نهاده‌های استفاده شده بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید، اثر منفی دارد.

هودراب و همکاران^۵ (۲۰۱۶) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی هجده کشور منتخب عرب طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که میزان تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی کمتر از سایر کشورها به‌ویژه اقتصاددانان نوظهور و توسعه یافته است و همچنین اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عرب تأثیر منفی دارد.

هانگ^۶ (۲۰۱۷)، رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری پژوهش و توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی کرده با استفاده روش علیت گرنجری طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۳ را بررسی کرد و دریافت که بین سرمایه‌گذاری فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی، یک نوع رابطه علیت دوطرفه برقرار است و همچنین بین سرمایه‌گذاری پژوهش و توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات در بخش خصوصی با رشد اقتصادی در مقایسه با این سرمایه‌گذاری در بخش عمومی رابطه قوی و مثبتی نیز وجود دارد.

نیبل (۲۰۱۸)، اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات و مخارج عمومی بر رشد اقتصادی، در سه گروه کشور، توسعه‌باقته، در حال توسعه و نوظهور با استفاده از رگرسیون داده‌های پانل ۵۹ کشور طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ را بررسی کرد و دریافت که بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی کشورهای بررسی شده رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در ادامه برای جمع‌بندی پیشینه پژوهش، خلاصه نتایج پژوهش‌های انجام‌شده صورت گرفته و در جدول ۱ مقایسه و دسته‌بندی شده است.

1. Li & Liu

2. Azman-Saini, Law & Ahmad

3. Ahmed

4. Ordinary Least Squares

5. Hodrab, Maitah & Smutka

6. Hong

جدول ۱. خلاصه نتایج پژوهش‌های داخلی و خارجی

پژوهش‌ها	موافقان
مخالفان	
باقری آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۸)، غفاری و نیکنژاد (۱۳۹۱)، خلیلی عراقی و سلیمی شندی (۱۳۹۳)، بروزنیست و همکاران (۱۹۹۸)، لی و لیو (۲۰۰۵)، آzman ساینی و همکاران (۲۰۱۰)، هانگ (۲۰۱۷) و نیبل (۲۰۱۸)	حیدری و عبدالعلی زاده (۱۳۹۵)، احمد (۲۰۱۲) و هودراب و همکاران (۲۰۱۶)

با توجه به نتایج جدول ۱، مشاهده می‌شود که در بیشتر پژوهش‌ها، این نتیجه به دست آمده است که فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی، تأثیر مثبت و معناداری دارد و سیاست‌گذاران نیز معتقدند که فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی به رشد اقتصادی سریع‌تر می‌انجامد. همچنین با توجه به بررسی‌های که انجام‌شده در پژوهش، پژوهشی که با استفاده از روش‌های گشتاورهای تعییم‌یافته (GMM)¹ برای بررسی اثرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا، پرداخته شده باشد، انجام نشده است. بنابراین این پژوهش به این دلیل حائز اهمیت است.

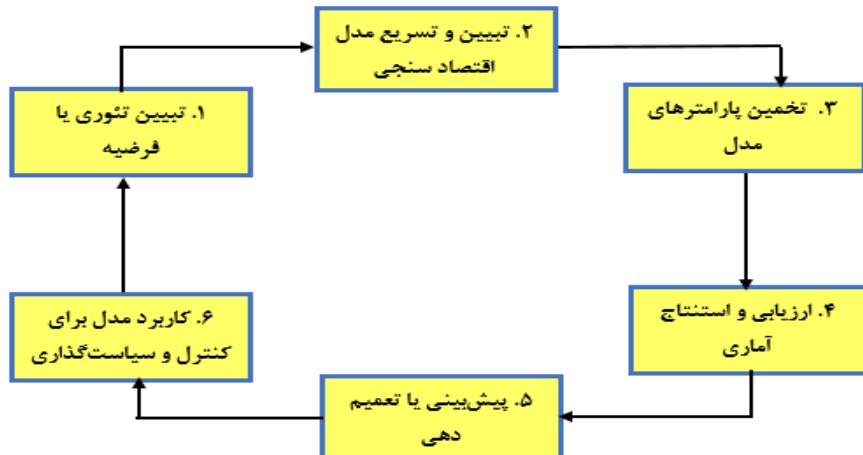
روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ روش‌الی - تحلیلی و از نظر هدف، کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع استنادی - کتابخانه‌ای است. قالب این پژوهش یک مدل کلان اقتصادی است که اثرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا را بررسی می‌کند. ساختار مدل (شکل ۲) شامل شش بخش است که هر یک از این بخش‌ها در مدل دارای اجزا و زیرسیستم‌هایی هستند که علاوه بر تأثیرپذیری از هم، در داخل بخش با سایر بخش‌ها نیز در تعامل و تأثیر و تأثیر متقابل قرار دارند. در این بخش‌ها تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی شکل می‌گیرند که تمامی داده‌های متغیرهای مورد نیاز در مدل که شامل ده مقطع (تونس، قطر، عمان، مراکش، کویت، اردن، ایران، بحرین، الجزایر و عربستان) و ۲۱ سری زمانی است، به صورت داده‌های تابلویی پویا² و بر اساس کشورهای منتخب منا طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۸ با استفاده از روش گشتاورهای تعییم‌یافته آزمون می‌شود. متغیرهای مورد نیاز با استناد به مبانی نظری مورد انتظار شامل متغیرهایی چون تولید ناخالص داخلی سرانه (GY)، تعداد کاربران اینترنت در صد نفر به عنوان پراکسی متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (GICT)، خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت

1. Generalized method of moments estimator

2. Dynamic Panel Data

درصدی از تولید ناخالص داخلی به عنوان پراکسی متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (GKF) و همچنین متغیرهای شاخص شفافیت (IT)، درجه باز بودن تجارت (GOPEN)، مخارج عمومی دولت (GOV) و تشکیل سرمایه ناخالص به‌ازای هر کارگر (GKD) بود که از بانک اطلاعات سری زمانی، سال‌نامه‌های آماری و بانک جهانی^۱ استخراج شده است. همچنین در بخش تخمین پارامترهای مدل، هجده معادله رفتاری بررسی می‌شوند که از دو مجموعه روابط تعادلی بلندمدت و روابط پویایی‌های کوتاه‌مدت مشکل هستند و بر اساس آزمون‌های آزمون ریشه واحد دیکی فولر پیش‌رفته فیشر، ایم-پسran - شین و لین - لوین - چو، تخمین مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای، آزمون مععتبر بودن متغیرهای ابزاری (آزمون سارگان) و آزمون خودگرسیونی مرتبه اول و دوم (آزمون آرلانو و باند)، برآورد می‌شود.



شکل ۲. ساختار مدل کلان و مراحل پژوهش (گجراتی، ۱۳۸۳ و التر، ۱۹۹۵)

استفاده از داده‌های پانل و مدل‌های پویا در این سری از داده‌ها، تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر، درجات آزادی و کارایی بیشتری ارائه می‌کنند. در مدل‌های اقتصادسنجی پویایی بهوسیله وارد شدن وقفه یا وقفه‌هایی از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در مدل مشخص می‌شود (بالاتاجی، ۲۰۰۸). همچنین این مدل‌ها به دلیل داشتن مزایای بسیاری که در ذیل به تفصیل بیان می‌شود، برای بررسی اثرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منابع مناسب هستند.

1. World Development Indicators
2. Walter
3. Baltaji

۱. داده‌های استفاده شده در مدل پانلی ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی‌اند، به همین دلیل داده‌های پانلی، با اطلاعات بیشتر، تعییرپذیری بیشتر، هم‌خطی کمتر میان متغیرها، درجات آزادی بیشتر و کارایی بیشتر ارائه می‌کنند.
۲. از آنجا که مدل‌های پانل به افراد، بنگاه‌ها و واحدها طی زمان ارتباط دارند، وجود ناهمسانی واریانس‌ها محدود می‌شود.
۳. در مدل پانل، تأثیراتی را که نمی‌توان به‌سادگی در مدل‌های سری زمانی و مقطعی مشاهده کرد، بهتر معین می‌کنند.
۴. از آنجا که داده‌های استفاده شده در مدل پانلی به افراد، بنگاه‌ها، شرکت‌ها و کشورها و از این قبیل واحدها، طی زمان ارتباط دارند، وجود ناهمسانی واریانس در این واحدها محدود می‌شود. بنابراین، به‌طور خلاصه می‌توان گفت، از مزایای مدل‌های اقتصادسنجی به‌ویژه مدل‌های پانل این است که در این مدل‌ها ناهم‌گونی‌های غیرقابل انتبار اجتماع که ممکن است بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد، به‌طور مؤثر از بین می‌رود. همچنین، نرخ رشد‌های اقتصادی عقب‌مانده در معادله رگرسیون کنترل می‌شود (گجراتی، ۱۳۸۳).

به کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی، در برآورد ضرایب الگو با استفاده از سری‌های زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای مدل ایستا^۱ هستند. وقتی ایستایی داده‌های سری زمانی برقرار است که میانگین، واریانس و ضرایب خودهم‌بستگی آن طی زمان ثابت باقی بماند. به بیان دیگر، متغیری که هم‌گرا از درجه صفر یعنی (0) I باشد، یک متغیر ایستا خواهد بود. متغیری که هم‌گرا از درجه يك (I) باشد، دارای ریشه واحد بوده و نایستا است، اما با يك مرتبه تفاضل‌گیری از آن به متغیر ایستا تبدیل می‌شود. در صورت نبود ایستایی، در حالی که ممکن است رابطه معناداری بین متغیرها مدل وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده آن بسیار بالا می‌شود و موجب تفسیر اشتباهی از روابط متغیرها حاصل شود. آزمون‌های متعددی در راستای بررسی ریشه واحد در الگوهای تابلویی عنوان شده است، از جمله آن می‌توان به آزمون‌های برینگتونگ^۲ (۱۹۹۴)، لوین، لین و چاو^۳ (۲۰۰۱)، ایم، پسران و شین^۴ (۲۰۰۳)، دیکی فولر تعمیم‌یافته^۵، فیلیپس پرون، مادالا و وو^۶ (۱۹۹۹) و هادری^۷ (۲۰۰۰) اشاره کرد. در استفاده از داده‌های ترکیبی (مقطعی و سری‌های زمانی) از مدل‌ها و آزمون‌های خاص این روش استفاده می‌شود که در این بخش به بررسی آنها پرداخته می‌شود (گجراتی، ۱۳۸۳).

یکی از مشکلات مهم بررسی‌های غیرتجربی در تورش ناشی از متغیرهای حذف شده یا تخمین زده‌نشده در برآوردها است. به این دلیل تحلیل‌هایی که بر اساس این قبیل مشاهدات صورت می‌گیرند،

-
1. Stationary
 2. Breitung
 3. Levin, Lin & Chow
 4. Im, Pesaran and Shin
 5. Augmented Dickey- Fuller
 6. Phillips- Perron Maddala & Wu
 7. Hadri

اغلب با واقعیت منطبق نیستند. بر این اساس، با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی، می‌توان به تخمین‌های کارا دست یافت. شکل کلی مدل ترکیبی که به مدل اجزای خطأ معروف است، به صورت زیر است:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^K \beta_j X_{jit} + \sum_{p=1}^S \gamma_p Z_{pi} + \delta t + \varepsilon_{it} \quad (\text{رابطه ۱})$$

در رابطه بالا، Y نشان‌دهنده متغیر وابسته، X متغیرهای توضیحی مشاهده شده و Z نشان‌دهنده متغیرهای توضیحی مشاهده نشدنی اثرگذار بر متغیر وابسته برای هر مقطع است که برای توضیح بهتر، این دسته از متغیرها از مقادیر اجزای خطأ جدا شده‌اند. I نشان‌دهنده مقطع‌ها یا واحدهای مشاهده شده، t نشان‌دهنده دوره زمانی و p نشان‌دهنده تفاوت بین متغیرهای مشاهده شده و مشاهده نشده در مدل است. i, t, p نشانگر خطای برآورد داده‌های ترکیبی است که تمامی شرایط مربوط به جملات اخلال تحت فرضیات گوس - مارکو را داراست. جمله روند نشان‌دهنده تغییرات جمله ثابت طی زمان است.

این مدل، به مدل داده‌های ترکیبی دوطرفه معروف است. به بیان دیگر، اگر جمله ثابت همراه با روند تغییر کند، روش داده‌های ترکیبی را روش دوطرفه می‌گویند. اگر جمله روند در مدل نباشد، این مدل، مدل تجزیه و تحلیل ترکیبی یک‌طرفه است. همچنین، در صورت ثابت بودن تغییرات متغیرها طی زمان، می‌توان به جای روند از متغیرهای مجازی استفاده کرد، به این مدل، مدل حداقل مربعات متغیرهای مجازی یا مدل اثرهای ثابت گفته می‌شود.

از آنجا که مقادیر متغیرهای Z ، اندازه‌گرفتنی نیستند، می‌توان مجموع همه آنها را به صورت یک متغیر نشان داد که در این صورت می‌توان معادله بالا را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^K \beta_j X_{jit} + a_i + \delta t + \varepsilon_{it} \quad (\text{رابطه ۲})$$

در آن $a_i = \sum_{p=1}^S \gamma_p Z_{pi}$ مجموع تمامی متغیرهای اثرگذار بر متغیر بررسی شده است که اندازه‌گرفتنی نیستند. اگر a_i با هر یک از متغیرهای توضیحی دیگر X وابسته باشد، برآورد و تحلیل از طریق این معادله، دارای تورش مربوط به متغیرهای برآورده شده خواهد بود. حتی اگر اثر متغیرهای مشاهده نشده به هیچ یک از متغیرهای توضیحی وابسته نباشد، وجود این متغیرها به برآورد ناکارا و ناسازگار خطای تخمین منجر خواهد شد. اما با استفاده از روش‌هایی مانند مدل اثر ثابت، مدل اثر تصادفی و مدل رگرسیون به ظاهر نامرتب (SURE) در تخمین داده‌های ترکیبی سری زمانی - مقطعي، مشکل ناکارا و ناسازگار تخمین وجود نخواهد داشت. اگر کل داده‌ها با یکدیگر ترکیب شده و با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شود، مدل داده‌های یکپاچه شده به دست می‌آید. به بیان دیگر، در بررسی داده‌های مقطعي و سری زمانی، اگر ضرایب اثر مقطعي و اثر زمانی، معنادار نشود، می‌توان تمامی داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرد و به این وسیله یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی را تخمین زد.

آنچه در اکثر داده‌های ترکیبی، اغلب ضرایب مقطع‌ها یا سری‌های زمانی معنادار هستند، از این مدل که به مدل رگرسیون ترکیب شده معروف است کمتر استفاده شده است. در این مدل‌ها حتی اگر حضور ضریب وقفه‌دار متغیر وابسته در مدل چندان مد نظر و مهم نباشد، باعث برآورد صحیحی از ضرایب سایر متغیرها خواهد شد (گجراتی، ۱۳۸۳). مدل مد نظر به صورت زیر است:

$$y_{it} = p y_{it-1} + x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۳)}$$

هانسن و فیلیپس^۱ (۱۹۹۰)، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را توسعه دادند که برای به دست آوردن تخمین‌هایی با کارایی مجانبی، چارچوب راحتی را فراهم می‌آورد. برخی از برآوردهای تابلویی پویا مبنی بر روش GMM به صورت زیر است:

$$E(X_\varepsilon) = 0 \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$\frac{1}{n} X(y - x\beta) = 0$$

با حل این معادله از طریق روش OLS، بردار β عبارت است با:

$$\beta = (XX)XY \quad \text{رابطه (۵)}$$

در همین مدل متغیرهای ابزاری به عنوان کاربردی از روش گشتاورها بیان می‌شوند که استفاده از آن مبنی بر این فرض است که متغیرهای ابزاری از جمله اخلاق مستقل هستند و به صورت زیر بیان می‌شوند:

$$E(Z_\varepsilon) = 0 \quad \text{رابطه (۶)}$$

$$\frac{1}{n} z(y - x\beta) = 0$$

با حل این معادله زمانی که روش GLS را با $P = (Z'Z)^{-1} V^{-1} P = (Z'Z)^{-1}$ به کار می‌بریم، بردار به صورت زیر در می‌آید:

$$B_v = b_{zs} = (XPX)XPY \quad \text{رابطه (۷)}$$

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای به دست آوردن پارامترهای سازگار به تعداد دوره‌های زمانی زیاد نیازی نیست و برای پانل‌هایی با مقاطع زیاد و دوره‌های زمانی کم نیز مناسب است. این روش، اثرهای تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد، اگر متغیر وابسته با مقادیر با وقفه وارد مدل شود، سبب

خواهد شد که بین متغیرهای توضیحی و اجزای اخلال همبستگی به وجود آید و در نتیجه استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نتایج تورش دار و ناسازگاری را نشان خواهد داد. روش گشتاورهای تعیین یافته می‌تواند با به کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد را برطرف کند. برای بیان جبری و ریاضی این روش، مدل پویای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta X_{it} + \varphi_t + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{رابطه ۸})$$

در رابطه بالا، y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، μ_t بیانگر اثرهای انفرادی یا ثابت، φ اثرهای زمان، ϵ جمله اخلال و t بهتر ترتیب بیانگر مقاطعه و دوره زمانی است. در تصریح مدل فوق، فرض می‌شود که جملات اخلال دارای همبستگی یا اثرهای انفرادی بخش‌ها و مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته نیست. در صورتی که μ_t با برخی از متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرهای ثابت و انفرادی بخش‌ها استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول خواهد بود. زیرا، در این حالت استفاده از روش ثابت به برآورد تخمین‌زننده‌های تورش دار از ضرایب منجر می‌شود و لازم است از رابطه بالا تفاضل‌گیری مرتبه اول صورت گیرد. با انجام تفاضل‌گیری از رابطه بالا رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta X_{it} + \Delta \varphi_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (\text{رابطه ۹})$$

در این رابطه تفاضل وقفه‌دار متغیر وابسته $\Delta y_{i,t-1}$ با تفاضل مرتبه اول جملات اخلال $\Delta \varepsilon_{it}$ دارای همبستگی مثبتی بوده و همچنین مشکل درون‌زایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد که در این مدل در نظر گرفته نشده است. از این رو، لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین، وضعیت گشتاوری زیر در خصوص رابطه بالا صادق است:

$$E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \quad (\text{رابطه ۱۰})$$

$$s \geq 2: t = 3.4. \dots. T$$

$$E(X_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0 \quad (\text{رابطه ۱۱})$$

$$s \geq 2: t = 3.4. \dots. T$$

برای برآورد پارامترهای رابطه Δy_{it} از ماتریس متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$z_i = diag(y_{i1}y_{i2}, \dots, y_{it-2}, X_{i1}X_{i2}, \dots, X_{it-2}) \quad (\text{رابطه ۱۲})$$

بنابراین برآورد تخمین‌زننده‌های روش گشتاور تعیین‌یافته به صورت زیر تعریف می‌شود (دیملس و پاپایون، ۲۰۱۰):

$$\delta = (\beta z \beta A_N z B) \beta z A_N z Y \quad (13)$$

برای برآورد مدل در شیوه GMM، پانل دیتای پویا تخمین‌زننده روش گشتاورهای تعیین‌یافته تفاضلی مرتبه اول که شامل حذف اثرهای ویژه فردی مستقل از زمان با گرفتن تفاضل مرتبه اول است و آرلانو - باند^۱ (۱۹۹۱) مطرح کردند که روش GMM تفاضلی مرتبه اول DGMM نامیده می‌شود. آرلانو - باور^۲ (۱۹۹۵) و بلوندل - بوند^۳ (۱۹۹۸) با ایجاد تغییراتی در روش (GMM) تفاضلی مرتبه اول، روش GMM ارتگنال (متعامد) که با OGMM نشان داده می‌شود را ارائه نمود که در روش DGMM از تفاضل^۴ و در روش آرلانو - باور از روش اختلاف از تعامد^۵ استفاده می‌شود. روش آرلانو - بوند اثبات می‌کنند که در فرایند برآورد ضرایب، علاوه بر متغیرهای ابزاری استفاده شده به وسیله آندرسون و هسیائو، متغیرهای ابزاری دیگری نیز که می‌تواند از آنها استفاده کرد. به طور مثال، در یک دوره با پنج دوره زمانی (t=۰,۱,۲,۳,۴) فرم تفاضل مرتبه اول را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$t = 2: y_{n2} - y_{n1} = a(y_{n1} - y_{n0}) + \sum_{k=1}^k \beta_k(x_{kn2} - x_{kn1}) + u_{n2} - u_{n1} \quad (14)$$

$$t = 3: y_{n3} - y_{n2} = a(y_{n2} - y_{n1}) + \sum_{k=1}^k \beta_k(x_{kn3} - x_{kn2}) + u_{n3} - u_{n2}$$

$$t = 4: y_{n4} - y_{n3} = a(y_{n3} - y_{n2}) + \sum_{k=1}^k \beta_k(x_{kn4} - x_{kn3}) + u_{n4} - u_{n3}$$

در نتیجه برای $t = 2$ متغیر y_{n0} می‌تواند متغیر ابزاری معتبری باشد، زیرا با $(y_{n1} - y_{n0})$ همبستگی دارد، ولی تحت فرض نبود خود همبستگی بین اجزای خطای $(u_{n2} - u_{n1})$ هیچ‌گونه همبستگی نخواهد داشت. برای مقطع \ln ، مجموعه متغیرهای ابزاری را می‌توان به صورت ماتریس Z_n نشان داد:

$$\begin{bmatrix} y_{n0} & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & x_{n2} - x_{n1} \\ \cdot & y_{n0} & y_{n1} & & & & & x_{n3} - x_{n2} \\ & y_{n0} & y_{n1} & y_{n2} & & & & x_{n4} - x_{n3} \end{bmatrix} \quad (15)$$

1. Arrelano & Bond
2. Arrelano & Bover
3. Blundell & Bond
4. Differencing
5. Orthogonal Deviations

شرایط متعامد استفاده شده برای برآورد ضرایب نیز عبارت است از:

$$E(y_{n,i-\tau} \Delta u_{nt}) = 0, t = 2.3, \dots, T; \tau = 2.3, \dots, t \quad (16)$$

$$E(\Delta \hat{X}_{nt} \Delta u_{nt}) = 0$$

با در نظر گرفتن اینکه مقادیر وقفه دار y_{nt} می‌توانند به عنوان ابزارهای معتبر استفاده شوند، خصوصیت تکائی بودن ابزار در دوره‌های آتی موجب می‌شود تا در یک الگو با $(K+1)$ متغیر بروزنز، کل تعداد متغیرهای ابزاری که در فرایند برآورد ضرایب وارد می‌شوند برابر با $\frac{1}{2}(Y-1) + T(Y-1)$ شود. آرلانو و باند، با هدف بهتر کردن کارایی نتایج این برآوردگر پیشنهاد می‌کنند که ساختار خودهم‌بستگی اجزای خطأ، در فرایند برآورد ضرایب لحاظ شود. در حقیقت همان‌طور که مشاهده شد، ماتریس واریانس - کوواریانس اجزای اخلاق با ضریب داده شده و معینی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\sum = I_N \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots & \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (17)$$

فرضیه نبود هم‌بستگی بین اجزای خطأ و متغیرهای ابزاری را می‌توان با استفاده از آزمون سارگان - هانسن آزمون کرد. آماره آزمون سارگان - هانسن دارای توزیع کای دو است. شایان ذکر است که این آماره وقتی دارای توضیح کای دو است که وجود خودهم‌بستگی یا ناهم‌سانی واریانس‌های اجزای خطأ یا از طریق به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته یا از طریق متغیرهای ابزاری تعمیم‌یافته، در فرایند تخمین ضرایب مدد نظر قرار گیرد.

تحت فرضیه صفر این آزمون نبود هم‌بستگی (به صورت مجانبی) بین متغیرهای ابزاری و اجزای اخلاق الگو، آماره Q مربوط، دارای توزیع کای دو با درجه آزادی $(K+1) - P$ می‌شود که در آن P تعداد متغیرهای ابزاری و $K+1$ تعداد ضرایب برآورده شده است. آرلانو و باند (۱۹۹۱) در رابطه با آزمون فرضیه نبود خودهم‌بستگی در اجزای خطای الگو در حالت تفاضل مرتبه اول، روشی ارائه کردند. بر اساس این روش، چنانچه $\hat{\eta}_2$ نشان‌دهنده بردار اجزای اخلاق حاصل از برآورد الگو در حالت تفاضل مرتبه اول و $\hat{\eta}_2^*$ نشان‌دهنده مقادیر $\hat{\eta}_2$ با دو وقفه زمانی باشد، حاصل ضرب $\hat{\eta}_2^* \hat{\eta}_2$ یک اسکالر خواهد شد که در آن $\hat{\eta}_2^* \hat{\eta}_2$ بردار کوتاه شده $\hat{\eta}_2$ است. آماره آزمون آرلانو و باند به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$m_2 = \frac{\hat{\eta}_2 \hat{\eta}_2^*}{\xi^{1/2}} \quad (18)$$

این آماره، فرضیه وجود هم‌بستگی درجه دوم AR(2) در اجزای خطای الگو در حالت تفاضل مرتبه اول آزمون می‌کند، به طوری که هرگاه اجزای اخلاق الگو در حالت سطح هم‌بستگی نداشته باشند، دارای

میانگین متحرک مرتبه اول (1) MR خواهد شد. به این ترتیب \bar{z} نمی‌تواند خودهم‌بستگی مرتبه دوم داشته باشد.

آرلانو و باند نشان می‌دهند، با فرض نبود خودهم‌بستگی مرتبه دوم در m_{nt} ها، آماره m_2 به صورت مجانبی دارای توضیع نرمال است. در نتیجه، چنانچه قدر مطلق مقدار m_2 بیشتر از مقدار $1/64$ شود^۱، فرض صفر د خواهد شد که به معنای وجود خودهم‌بستگی در اجزای خطای مدل اصلی است.

چنانچه Q محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار کای دو با درجه آزادی (K+1) باشد، فرضیه صفر به نفع فرضیه یک رد خواهد شد که به معنای معتبر نبودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در برآورد ضرایب است (گجراتی، ۱۳۸۳).

بنابراین در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان کرد که استفاده از روش گشتاور تعیین‌یافته در این سری از داده‌ها، این امکان را فرهم می‌آورد که پویایی روابط از این طریق بهتر درک می‌شود (بالتجی، ۲۰۰۸). به این دلیل از روش بیان شده برای برآورد مدل مقاله استفاده می‌کنیم. سازگاری تخمین‌زننده بالا به معتبر بودن ابزارها بستگی دارد که آزمون سارگان^۲ معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند و آزمون دوم مرتبه خودهم‌بستگی جملات خطای معتبر برسی می‌کند در واقع آزمون هم‌بستگی پسمندانها مرتبه اول (AR1) و مرتبه دوم (AR2) است. رد نشدن فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را مبنی بر فرض نبود خودهم‌بستگی در جملات خطای تفاضل‌گیری شده و معتبر بودن ابزارها فراهم خواهد کرد.

تعیین اعتبار مدل

با توجه به اینکه برای اعتبار نتایج مدل تخمین‌زده شده بایستی تمام متغیرهای اصلی اثرگذار بر رشد اقتصادی در مدل به عنوان متغیرهای مستقل (تعداد کاربران اینترنت در صد نفر به عنوان پراکسی متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی به عنوان پراکسی متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (GKF) و همچنین متغیرهای شاخص شفاقتی، درجه باز بودن تجارت، مخارج عمومی دولت و تشکیل سرمایه ناخالص به‌ازای هر کارگر) وارد شود و اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته مدل (رشد اقتصادی) در قالب جزء اخلاق در نظر گرفته شود، در این پژوهش به تبعیت از دیملس و پاپایون (۲۰۱۰) یک تابع تولید کاب داگلاس به صورت کلی جمع‌آوری می‌شود.

$$Y_{it} = A_{it} e^{ct} (K_{it})^\alpha (L_{it})^\beta (F_{it})^\gamma (ICT_{it})^\delta e^{u_i} \quad (19)$$

که در این رابطه، Y رشد اقتصادی، A شاخص پیشرفت فنی، K سرمایه، L نیروی کار، F سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ICT فناوری اطلاعات و ارتباطات، i معرف کشور و t معرف زمان مد نظر

۱. مقدار آماره Z در سطح اطمینان ۵ درصد $1/64$ است.

2. Sargent Test

است. δ, β, α ، نیز به ترتیب، نشان‌دهنده انعطاف‌پذیری سرمایه داخلی، نیروی کار، سرمایه خارجی و فناوری اطلاعات و ارتباطات و جزو آخر معادله هم معرف خطای سیستماتیک کشورها طی زمان است. بعد از گرفتن لگاریتم و پذیرش بازدهی فزاینده به مقیاس معادله به صورت زیر نوشه می‌شود:

$$\ln(y_{it}) = ct + \ln(A_{it}) + \alpha \ln(k_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + \gamma \ln(F_{it}) + \delta \ln(I_{it}) + u_{it} \quad (۲۰)$$

در مرحله بعد با بازنویسی معادله بالا برای دوره $t-1$ و بعد تفاضل آن از رابطه ۱۵، رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\Delta \ln y_{it} = c + (\Delta \ln A_{it}) + \alpha(\Delta \ln k_{it}) + \beta(\Delta \ln L_{it}) + \gamma(\Delta \ln F_{it}) + \delta(\Delta \ln I_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۲۱)$$

با توجه به رابطه بالا همان‌طور که مشخص است با افزایش سطح متغیر وابسته (Y)، اثرهای هم‌گرایی در بین کشورهای منتخب مانا افزایش می‌یابد (بارو، ۱۹۹۱) و مطابق الگوی رشد نئوکلاسیک، تأثیر مثبت و معنادار نیز پیش‌بینی می‌شود که بدان معنا است که اقتصادهای پیشرفته‌تر به تعادل حالت پایدار خود نزدیک‌تر هستند و نرخ رشد اقتصادی بالایی را نشان می‌دهند (دیملس و پاپایون، ۲۰۱۰).

یافته‌های پژوهش یافته‌های توصیفی

آزمون ریشه واحد دیکی فولر پیشرفته فیشر، ایم - پسران - شین ولین - لوین - چو در این قسمت از پژوهش، مدل برآورد می‌شود تا مشخص شود که اثرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرمایه‌گذاری مستقیم کشورهای منتخب مانا چگونه است. برای انجام این کار، ابتدا آمارهای توصیفی مربوط به متغیرهای مدل را بررسی می‌کنیم. سپس، با استفاده از آزمون ریشه واحد به بررسی مانایی بین متغیرها می‌پردازیم.

جدول ۲. خلاصه آماره‌های توصیفی داده‌های تابلویی مورد مطالعه

GOPEN	GOV	GKD	GKF	GICT	GY	وضعیت
-۰/۰۴۶۸۲۱	۰/۰۰۶۲۵۱۵	۰/۰۳۴۲۰۸۴	-۰/۰۵۳۵۵۸۷	۰/۰۵۳۵۳۶۴	۰/۰۲۹۲۴۲۳	میانگین
۰/۰۴۴۶۲۴	۰/۰۰۸۴۲۰	۰/۰۵۴۱۳۲۵	۴/۳۵۴۷۶۵	۰/۲۹۵۲۰۵	۰/۰۴۶۳۱۳	انحراف معیار
-۰/۱۶۳۴	-۰/۰۱۱۱۰۴	-۰/۰۰۸۵۴	-۱۱/۰۲۰۶	۰/۲۱۳۵۰۶	۰/۰۳۴۸۵۲	Max
-۰/۰۰۶۸۴۶	۰/۰۱۵۴	۰/۰۸۰۳۲۴۴	۵/۸۲۳۵	۱/۰۳۰۴۵	۰/۰۲۳۵۱۴	Min

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ریشه واحد

ADF - Fisher	Im, Pesaran and Shin	Levin, Lin & Chu	متغیرها
*** ۱۹/۲۲۵۲	*** -۸/۳۳۵۴	*** -۹/۳۶۴۳	بدون روند
*** ۱۶/۲۲۵۹	*** -۷/۸۶۳۸	*** -۹/۷۲۵۳	با روند
*** ۲۰/۲۵۶۱	*** -۹/۳۲۶۱	*** -۱۱/۴۲۷۳	بدون روند
*** ۲۱/۸۱۲۵	*** -۶/۵۲۳	*** -۱۱/۵۶۰۱	با روند
*** ۲۰/۰۶۴۵۶	*** -۹/۳۸۹۲	*** -۱۱/۳۳۲۵	بدون روند
*** ۱۶/۲۵۴۰	*** -۷/۸۶۳۲	*** -۱۰/۱۰۰۴	با روند
*** ۰/۳۰۰۱	*** -۱۱/۳۵۲۵	*** -۱۲/۰۲۱۴۳	بدون روند
*** ۲۱/۱۱۵۴	*** -۸/۲۵۶۱	*** -۱۰/۵۲۳۰	با روند
*** ۲۰/۰۱۲۰۷	*** -۹/۰۳۰۳	*** -۱۰/۳۵۴۷	بدون روند
*** ۲۰/۲۵۴۰	*** -۸/۶۳۲۴	*** -۱۰/۵۲۳۲	با روند
*** ۱۶/۲۰۲۳	*** -۶/۵۴۶۰	*** -۶/۲۵۶۴	بدون روند
*** ۱۶/۳۲۴۶	*** -۷/۰۱۵۲	*** -۷/۸۶۵۴	با روند
* ۰/۷۱۴۵	* ۰/۱۲۴۱	* -۲/۲۶۹۰	بدون روند
* ۰/۶۸۵۳	* ۰/۱۲۲۱	* -۲/۳۲۴۶	با روند

* و ** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری ۱۰ و ۵ و ۱ درصد است.

بر اساس نتایج حاصل از جدول ۳، فرضیه صفر مبتنی بر عدم خودرگرسیونی بین جملات اخلاق، وجود ندارد و همه متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، تعداد کاربران اینترنت، خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تشکیل سرمایه ناخالص بهازای هر کارگر، مخارج عمومی دولت و درجه باز بودن تجارت در سطح مانا هستند. از این رو، مشکل رگرسیون کاذب در تخمین‌ها با استفاده از سطح متغیرها وجود نخواهد داشت.

یافته‌های تحلیلی

یکی از روش‌های تخمین مدل داده‌های تابلویی پویا، روش آرلانو - باند^۱ (۱۹۹۱) است. این روش مبتنی بر رویکرد گشتاورهای تعیین‌یافته است. در این پژوهش در راستای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری استفاده شده برای تخمین مدل‌ها از آزمون سارگان و از آزمون آرلانو - باند برای بررسی خودهمبستگی اجزای اخلاق استفاده شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل به روش GMM دومرحله‌ای

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	احتمال
LGY(-1)	-۰/۱۷۲۸	۰/۱۱۴۹	-۱/۶۴	۰/۱۴۳
GICT	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۲۳	۳/۳۶	۰/۰۰۵
GKF	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۲	۲/۶۳	۰/۸۵۵
GKD	۰/۰۰۱۵	۰/۱۸۳۳	۰/۰۰۲	۰/۹۹۶
GOV	-۰/۳۳۵۵	۰/۱۱۰۰	-۳/۴۶	۰/۰۰۱
GOPEN	-۰/۰۱۵۳	۰/۰۳۶۷	-۰/۴۹	۰/۶۳۸
IT	-۰/۱۳۴۴	۰/۳۲۳۴	-۰/۴۴	۰/۶۵۲

متغیرهای ابزاری عبارت‌اند از: GY(-1), GY(-2), GOV(-1), GOV(-2), GOPEN(-1), GOPEN(-2).

نتایج برآورد مدل به روش GMM دومرحله‌ای که در جدول ۴ گزارش شده است حاکی از آن است که اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات، تشکیل سرمایه ناچالص و درجه باز بودن اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا مثبت و بی‌معنا است. نخستین و مهم‌ترین مشکل اساسی این پژوهش نداشتن دیتا و اطلاعات کافی در این نمونه پژوهش است. به خصوص در رابطه با کشورهای شمال آفریقا که به طور کلی فاقد اطلاعات و شاخص‌های توسعه انسانی هستند. منبع مسلط درآمدی کشورهای منطقه منا به طور کلی به صادرات نفت و مواد خام وابسته است و این خود دلیلی بر بی‌توجهی این کشورها به عوامل اثربخشان بر رشد اقتصادی است. تأثیر شاخص ادراک فساد بر رشد اقتصادی منفی و بی‌معنا است. به دلیل ضعف ساختار حکومتی و قوانین حاکم بر کشورهای در حال توسعه، اثر این متغیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا بی‌معنا است. از میان متغیرهای استفاده شده در مدل، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار و اثر مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است. پس از تخمین مدل برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری و مشخص بودن معادله، از آزمون سارگان استفاده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون سارگان

مقدار آماره X^2	درجه آزادی	ارزش احتمال
۷/۴۲۶۱	۵	۱/۰۰۰۰

به نتایج جدول ۴ فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. به بیان دیگر، استفاده از متغیرهای ابزاری کنترل هم‌ستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اخلال در مدل ضروری است. در این پژوهش از متغیرهای درونزا و متغیر وابسته با دو وقفه، به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. در ادامه این پژوهش، وجود خودرگرسیونی جملات اخلال با استفاده از روش آرلانو و باند بررسی می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون خودرگرسیونی مرتبه اول و دوم

ارزش احتمال	مقدارآماره Z	خودرگرسیونی
۰/۰۱۴۰	-۲/۶۵۱	مرتبه اول
۰/۰۴۳۳۱	-۰/۷۰۰	مرتبه دوم

بر اساس نتایج بهدست آمده از بررسی خودرگرسیونی بین جملات اخلال، مرتبه خودرگرسیونی از مرتبه یک بوده و تخمین زننده‌های مربوطه دارای خاصیت سازگاری هستند. بنابراین در يك نتیجه‌گیری کلی می‌توان بیان کرد که نتایج حاصل بر اساس رویکرد گشتاورهای تعیین‌یافته دو مرحله‌ای، تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با احتمال ۰/۸۵۵ درصد مثبت و بی‌معنا و تأثیر مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی با احتمال ۰/۰۰۱ منفی و معنادار است. اثر متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی با احتمال ۰/۰۰۵ درصد مثبت و معنادار، اثر شاخص شفافیت بین‌المللی بر رشد اقتصادی با احتمال ۰/۶۵۲ درصد منفی و بی‌معنا، اثر درجه باز بودن تجارت بر رشد اقتصادی با احتمال ۰/۰۶۳۸ درصد منفی و بی‌معنا و اثر نرخ سرمایه‌گذاری داخلی هر کارگر بر رشد اقتصادی با احتمال ۰/۹۹۶ درصد مثبت و بی‌معنا است و مشخص شد که از بین انواع متغیرهای بررسی شده اثر متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی در مقایسه با سایر متغیرها مدل بیشتر است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی اثرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب مناطق دوره ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۸ است. برای تحلیل موضوع از گشتاورهای تعیین‌یافته استفاده شده است. نتایج بهدست آمده در این پژوهش حاکی از آن است که اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار، اثر متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت و بی‌معنا و اثر مخارج عمومی دولت بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است و اثر سایر متغیرهای مدل نظیراً شاخص شفافیت بین‌المللی، درجه باز بودن تجارت، نرخ سرمایه داخلی هر کارگر، از لحاظ اماری بی‌معنا گزارش شد و از بین انواع متغیرهای بررسی شده اثر متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات با احتمال ۰/۰۰۵ درصد بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است که در مقایسه با سایر متغیرهای مدل بیشتر است. حساسیت متغیر رشد اقتصادی به فناوری اطلاعات و ارتباطات ۰/۰۰۱۲ است، به این صورت که یک درصد تغییر در فناوری اطلاعات و ارتباطات، رشد اقتصادی ۰/۰۰۱۲ درصد افزایش خواهد یافت و حساسیت متغیر رشد اقتصادی به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که ۰/۰۰۱۱ است. به این معنا که با تغییر یک درصدی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی ۰/۰۰۱۱ درصد افزایش خواهد داشت و با یک درصد تغییر در متغیر مخارج عمومی دولت، رشد

اقتصادی ۰/۳۳۵۵ در صد کاهش خواهد یافت و به دلیل معنادار نبودن ضرایب اثرباری متغیرهای شاخص شفافیت بین‌المللی، درجه باز بودن تجاری و نرخ سرمایه داخلی هر کارگر (در حالت اول و دوم برآورده)، از تفسیر نتایج آنها صرف نظر شده است. بنابراین بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت که کشورهای منتخب مانا باید سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات را در اولویت قرار دهند و با تسهیل قوانین حاکم بر روابط اقتصادی با سایر کشورها و بهبود زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی خود در راستای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی گام برداشته و باعث پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات خود شوند تا از این طریق میزان وابستگی رشد اقتصادی کشور خود به منابع نفتی را کاهش دهند.

این پژوهش، با پژوهش‌های تجربی نظیر پژوهش‌های حیدری و عبدالعلی زاده (۱۳۹۵)، احمد (۲۰۱۲) و هودراب و همکاران (۲۰۱۶) که معتقدند فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی، اثری منفی و معنادار دارد، اختلاف نظر دارد، اما با پژوهش‌هایی نظیر پژوهش‌های لی و لیو (۲۰۰۵)، آzman سایی و همکاران (۲۰۱۰)، هانگ (۲۰۱۷) و نیبل (۲۰۱۸) که افزایش رشد اقتصادی را ناشی از تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج دولتی می‌دانند، هم‌سو است.

از این رو، از آنجا که سرمایه‌گذاران خارجی به دنبال حداکثر سود با کمترین میزان ریسک سرمایه هستند بایستی این کشورها تمامی زیرساخت‌های لازم برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی از قبیل تسهیل قوانین مالیاتی، بهبود روابط با سایر کشورهای اسلامی، کاهش میزان بدھی خارجی و کسری بودجه و کنترل میزان تورم موجود و سایر عوامل را فراهم آورند. از جمله دلایل اهمیت توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد و توسعه اقتصاد کشورها این است که فناوری اطلاعات و ارتباطات ۱. سرعت انتقال اطلاعات را افزایش و هزینه تولید را کاهش می‌دهد، ۲. دسترسی به دانش تولیدشده با هزینه کمتر را امکان‌پذیر می‌کند، ۳. بر محدودیت زمانی و مکانی غلبه می‌کند، در نتیجه، انتقال اطلاعات بین خارجیان و فروشنده‌گان افزایش یافته و فرایند تولید از حریم ملی می‌گذرد و ۴. باعث شفافیت بیشتر بازار و افزایش تقاضا شده و قدرت افراد را در دسترسی به اطلاعات تقویت می‌کند (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴).

به کارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات در بخش‌های مختلف از جمله بخش دولت، کسب‌وکار، مبادرات بین‌المللی و داخلی و حتی گردشگری و... سبب تحولات اساسی در اقتصاد کشور می‌شود. لازمه این امر پرداختن به زیرساخت‌های است (زارع و شاطر زاده، ۱۳۹۵). بنابراین توصیه می‌شود با آموزش، به کارگیری روش‌های مدرن به صورت یکپارچه پرداخته شود، نه به صورت بخشی یا مقطعی. امروزه تنها راه بهبود اقتصادی و افزایش رفاه کشورها، شتاب بخشیدن به مسیر تحولات و به روزرسانی فناوری‌ها و پیوستن به جرگه اقتصاد جهانی است.

از این رو، با توجه نتایج این پژوهش می‌توان انتظار داشت که دولتها با فراهم آوردن اطلاعات و خدمات بهنگام، برقراری ارتباط با شهروندان و نیز آموزش نحوه استفاده از فناوری‌ها، تخصیص و تضمین منابع مالی لازم برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های شبکه و تکنولوژی IT با هدف فراهم کردن ظرفیت‌های جدید زمینه‌های ایجاد تقاضا در جامعه، در زمینه فناوری اطلاعات و پرنگ کردن نقش

- موجودی سرمایه پژوهش و توسعه (R&D)، در این کشورها را مهیا خواهند کرد. در پایان، به لحاظ اهمیت فناوری اطلاعات و ارتباطات در فرایند رشد اقتصادی می‌توان پیشنهادهای کاربردی زیر را مطرح کرد:
۱. کشورهای منتخب منا می‌توانند با ایجاد فضای مناسب و استفاده بهتر از فناوری اطلاعات و ارتباطات همراه با افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و مستقیم خارجی به دلیل افزایش احتمال تطابق فناوری‌های جدید، به رشد اقتصادی بیشتر منجر شوند.
 ۲. لازم است کشورهای منتخب منا در زمینه فناوری اطلاعات و ارتباطات از نظر سخت‌افزاری و نرم‌افزاری، با سایر سازمان‌ها تناسب و سازگاری کافی داشته باشند تا بتوانند از فرصت‌های اقتصادی به طور کامل استفاده کنند. در این رابطه، ضروری است سیاست‌گذاران در کشورهای منتخب منا در ایجاد هماهنگی هرچه بیشتر با سایر کشورها در زمینه فناوری‌های استفاده شده برنامه‌ریزی کنند.
 ۳. به منظور کاهش شکاف میان کشورهای منتخب منا با سایر کشورهای پیش رو در زمینه توسعه ICT، تخصیص و تضمین منابع مالی لازم برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های شبکه و تکنولوژی با هدف فراهم کردن ظرفیت‌های جدید در کشورهای عضو ضروری است.
 ۴. از آنجا که اکثر کشورهای منطقه منا جزء کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شوند و از طرفی بر طراحی سیاست‌هایی که به کاهش شکاف دیجیتالی بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تأکید می‌شود، به منظور افزایش بیشتر رشد اقتصادی در اثر اعمال این سیاست‌ها، حرکت به سمت سیاست‌ها و برنامه‌هایی که از ICT برای افزایش رشد اقتصادی بهره‌گیری شود، ضروری است.

تقدیر و تشکر

این مقاله حاصل بخشی از پایان‌نامه دانشجویی است که با حمایت دانشگاه ارومیه اجرا شده است. نویسنده‌گان لازم می‌دانند، از دانشجویان و استادی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه که در اجرای این پژوهش شرکت داشته‌اند تشکر و قدردانی کنند.

فهرست منابع

باقری آذربایجانی، کریم؛ شهیدی، آمنه و فرزانه محمدی، ۱۳۸۸. بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده. فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۷: ۱-۲۹.

بورفرج، علیرضا؛ عیسی زاده روشن، یوسف و چراغی، کبری. ۱۳۹۰. فناوری اطلاعات و ارتباطات، صنعت گردشگری، رشد اقتصادی. فصل‌نامه اقتصاد و تجارت نوین، ۴ (۱۳): ۴۶-۶۶.

حیدری، حسن و عبدالعلی زاده، فیروز. ۱۳۹۵. رابطه بین توسعه آموزش، رشد اقتصادی، شهرنشینی و فناوری اطلاعات و ارتباطات. فصل‌نامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، ۲۲ (۱): ۷۷-۹۸.

- خلیلی عراقی، منصور و سلیمی شندي، رقيه. ۱۳۹۳. رابطه بين سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی و سیاست‌های اقتصادی ایران*, ۷۱(۲۲). ۱۴۳-۱۵۶.
- زارع، مینا و شاطر زاده، علی. ۱۳۹۵. تأثیر انقلاب صنعتی در عصر مدرن. *چهارمین کنفرانس ملی پژوهش‌های کاربردی در مهندسی عمران، معماری و مدیریت شهری*. دانشگاه تهران.
- شاه آبادی، ابوالفضل. ۱۳۸۵. تعیین‌کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد. تهران، دانشگاه تربیت مدرس.*
- غفاری، فرهاد و نیکنژاد، الهام. ۱۳۹۱. بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برخی از کشورهای منطقه‌منا. *فصلنامه اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*, ۲۰(۶). ۱۷۲-۱۴۷.
- فرزین، محمد رضا؛ اشرفی، یکتا و فهیمی فر، فاطمه. ۱۳۹۱. بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی: تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادستجی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*, ۶(۲۹-۲۹).
- فطرس، محمد حسن؛ قربان سرشت، مرتضی و طاهری طلوع، معصومه. ۱۳۹۴. گسترش واردات فناوری اطلاعات و ارتباطات، متغیرهای کلان و رشد اقتصادی: رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (مطالعه موردی: کشورهای اوپک). *فصلنامه اقتصاد‌دانشگاهی*, ۱۲(۲۱). ۲۱-۱۲.
- گجراتی، دامودار. ۱۳۸۳. مبانی اقتصادستجی (جلد اول و دوم). ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران.
- مشیری، سعید و جهانگرد، اسفندیار. ۱۳۸۳. فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*, ۶(۱۹). ۷۸-۵۵.
- Addison, T., & Heshmati, A. 2003. *The new global determinants of FDI flows to developing countries: The importance of ICT and democratization (No. 2003/45)*. WIDER Discussion Papers//World Institute for Development Economics (UNU-WIDER).
- Ahmed, E. M. 2012. Are the FDI inflow spillover effects on Malaysia's economic growth input driven? *Economic Modelling*, 29(4): 1498-1504.
- Alfaro, L. 2003. Foreign direct investment and growth: Does the sector matter. *Harvard Business School*, 23(12): 1-31.
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. 2004. FDI and economic growth: the role of local financial markets. *Journal of international economics*, 64(1): 89-112.
- Arellano, M., & Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2): 277-297.
- Azman-Saini, W. N. W., Law, S. H., & Ahmad, A. H. 2010. FDI and economic growth: New evidence on the role of financial markets. *Economics letters*, 107(2): 211-213.
- Baltagi, B. H. 2008. Forecasting with panel data. *Journal of forecasting*, 27(2): 153-173.

- Barro, R. J. 1991 Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2): 407-443.
- Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. 1998. How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of international Economics*, 45(1): 115-135.
- Bresnahan, T. F., & Trajtenberg, M. 1995. General-purpose technologies 'Engines of growth'? *Journal of econometrics*, 65(1): 83-108.
- Chow, Y. F., & Zeng, J. 2001. Foreign capital in a neoclassical model of growth. *Applied Economics Letters*, 8(9): 613-615.
- Dimelis, S. P., & Papaioannou, S. K. 2010. FDI and ICT effects on productivity growth: A comparative analysis of developing and developed countries. *The European Journal of Development Research*, 22(1): 79-96.
- Gholami, R., Tom Lee, S. Y., & Heshmati, A. 2006. The causal relationship between information and communication technology and foreign direct investment. *World Economy*, 29(1): 43-62.
- Gilbert, C., & Pfister, C. 2001. *The Challenges of the new economy for Monetary Policy*. Bank of France.
- Gorg, H., & Greenaway, D. 2004. Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? *The World Bank Research Observer*, 19(2): 171-197.
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1990). The New Growth Theory. Trade, Innovation, and Growth. *American Economic Review*, 80(2), 86-91.
- Hall, B. H., & Mairesse, J. (1995). Exploring the relationship between R&D and productivity in French manufacturing firms. *Journal of econometrics*, 65(1), 263-293.
- Hansen, B. E., & Phillips, P. C. 1990. Estimation and inference in models of counteraction: A simulation study. *Advances in econometrics*, 8(19): 225-248.
- Hanson, G. H. 2001. Should countries promote foreign direct investment? *United Nations conference on trade and development*. 19 (9): 1-31.
- Hodrabi, R., Maitah, M., & Smutka, L. 2016. The effect of information and communication technology on economic growth: Arab world case. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2): 765-775.
- Hong, J. P. 2017. Causal relationship between ICT R&D investment and economic growth in Korea. *Technological Forecasting and Social Change*, 116(21): 70-75.
- Keller, W. 2004. International technology diffusion. *Journal of economic literature*, 42(3): 752-782.
- Li, X., & Liu, X. 2005. Foreign direct investment and economic growth: an increasingly endogenous relationship. *World development*, 33(3): 393-407.
- Lipsey, R. 2002. *Home and host country effects of FDI*. Nber working paper no. 9293.
- Lipsey, R. E. 2004. Home-and host-country effects of foreign direct investment. In *Challenges to globalization: Analyzing the economics* University of Chicago Press. 23(4): 333-382.

- Navaretti, G. B., Venables, A. J., & Barry, F. 2006. *Multinational firms in the world economy*. Princeton University Press.
- Niebel, T. 2018 ICT and economic growth–Comparing developing, emerging and developed countries. *World Development*, 104(2): 197-211.
- Park, S., & Kim, J. 2018. The effect of interest in renewable energy on US household electricity consumption: An analysis using Google Trends data. *Renewable energy*, 127(6): 1004-1010.
- Quah, D. 2003. *Digital goods and the new economy*. Center for Economic performance, London School of Economics and political science.
- Razin, A. & E. Sadka 2007, *Bookjacket Foreign Direct Investment*. <https://webfoundation.org/about/vision/history-of-the-web/>. World Wide Web.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, 94(5), 1002-1037.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
- Suberu, M. Y., Mustafa, M. W., & Bashir, N. 2014. Energy storage systems for renewable energy power sector integration and mitigation of intermittency. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 35(12): 499-514.
- Tekin, R. B. 2012. Economic growth, exports and foreign direct investment in Least Developed Countries: A panel Granger causality analysis. *Economic modelling*, 29(3): 868-878.
- Timmer, M. P., Inklaar, R., O'Mahony, M., & Van Ark, B. 2011. Productivity and economic growth in Europe: A comparative industry perspective. *International Productivity Monitor*, 2(21): 3-23.
- Van Zalk, J., & Behrens, P. 2018. The spatial extent of renewable and non-renewable power generation: A review and meta-analysis of power densities and their application in the US. *Energy Policy*, 123(4): 83-91.
- Walter, E. 1995. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons, Canada, 85(3): 107–118.
- Washburn, C., & Pablo-Romero, M. 2019. Measures to promote renewable energies for electricity generation in Latin American countries. *Energy policy*, 128(10): 212-222.

The Impact of Information and Communication Technology (ICT), Foreign Direct Investment (FDI) and General Government Expenditures on the Economic Growth of MENA Countries

Hasan Heidari

Prof., Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran

Mahdiyeh Rahimdel Goltapeh

MSc, Department of Economic Development and Planning, University of Urmia, Urmia, Iran.

Ebrahim Ghaed

PhD Candidate, Department of Monetary Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran¹

Abstract: Information and communication technology (ICT) can increase economic growth by reorganizing production processes in more ways that are efficient. The results of most studies show the positive and significant impact of ICT on the economic growth of developed countries in the 1990s. The findings of some studies have also confirmed this positive relationship in developing countries; However, this issue should be considered for the selected countries of Mena due to their unbalanced characteristics and weak infrastructure. Therefore, the main objective of this study is to investigate the impact of ICT, foreign direct investment (FDI) and General government expenditures on the Economic Growth of MENA countries during the years 1998 to 2019. For this analysis, the generalized method of moments (GMM) is used to analyze the subject. The results showed that the effect of ICT on economic growth is positive and significant, the effect of FDI on economic growth is positive; but it is not statistically significant and the impact of government public spending on economic growth is negative and significant. It should be noted that the effect of other model variables, such as the International Transparency Index (IT), the degree of trade openness (GOPEN) and the rate of domestic capital of each worker (GKD), was not statistically significant.

Keywords: Information and Communication Technology (ICT), Foreign Direct Investment (FDI), General Government Expenditures, Economic Growth, MENA Countries.

1. Corresponding Author: Ebrahimghaed@mail.um.ac.ir